

## Estimation af boligmodel på nye kapitaltal II

### Resumé:

*Der undersøges forskellige muligheder for at reparere på boligmodellen estimeret på nye kapitaltal. Udgangspunktet er, at det er nødvendigt med en ny trend i kontantprisrelationen for at fange, at realindkomst og boligbeholdning vokser fra hinanden efter ca. 1988. Konkret er forsøgt med et tredjegradspolynomium i tiden, der går frem til 1992. Modelegenskaberne med den ny trend er dog ikke plausible, mht. stød til indkomsten jf. "Estimation af boligmodel på nye kapitaltal". Det viser sig, at udelades den laggede endogene i kontantprisrelationen, bliver boligmodellens egenskaber plausible, mht. stød til indkomsten, samtidig med at koefficienterne til usercost og inflation kan restrikeres således, at det er realrenten der indgår i relationen. Omkostningen er, at den langsigtede semielasticitet mht. usercost reduceres betydeligt og at relationens statistiske egenskaber forværres betydeligt. For at forbedre relationens statistiske egenskaber afprøves forskellige fejlkorrigeringsformuleringer i kontantprisen. I papiret undersøges endvidere, om den nødvendige tidstrend i kontantprisrelationen kan erstattes af en variabel indkomstelasticitet i boligefterspørgslen; det viser sig, at dette ikke er tilfældet.*

## Indledning.

Nedenfor præsenteres først den relation, vi ønsker at reparere på, jf. forrige modelgruppepapir, dernæst præsenteres forslag til forbedring af relationens modelegenskaber. Forslagene går på at ændre den dynamiske formulering af kontantprisrelationen og ambitionsniveauet er i første omgang at få en boligmodel hvis modelegenskaber mht. stød til indkomsten er sammenlignelige med modelegenskaberne i den nuværende boligmodel. Papiret fokuserer udelukkende på at forbedre boligmodellens modelegenskaber vha. kontantprisrelationen, idet boliginvesteringsrelation estimeret på nye kapitaltal ikke giver nye problemer, jf. igen forrige modelgruppepapir.<sup>1</sup>

### 1. Opsummering af tidligere erfaringer med estimation af boligmodel på nye kapitaltal.

Boligmodellen estimeret på nye kapitaltal har problemer med både modelegenskaber og statistiske egenskaber. Problemerne kan henføres til, at kontantprisrelationen er brudt sammen idet hverken indkomst eller boligbeholdning indgår med signifikante parametre. Tilmed er de estimerede parametre af sådan en størrelsesorden, at modelegenskaberne er helt utroværdige. Fortolkningen af problemet er, at kontantprisrelationen indeholder en antagelse om, at indkomst og boligbeholdning vokser lige meget, svarende til at boligefterspørgslen indkomstelasticitet er en. Problemet er, at efter ca. 1988 kan denne antagelse ikke opretholdes, da indkomsten vokser mere end bolig- beholdningen.<sup>2</sup> En måde at tackle dette problem på er at lade et estimeret tidspolynomium indgå i kontantprisrelationen i hele perioden, jf. tabel 1.1<sup>3</sup> (En nemmere måde at tackle problemet på var at binde

---

<sup>1</sup>Boliginvesteringsrelationen er derimod afgørende for tilpasningstiden i boligmodellen. En evt. ændring af tilpasningstiden i boligmodellen kan derfor ske ved udelukkende at ændre boliginvesteringsrelationen.

<sup>2</sup>Det skal nævnes at teoretisk kan det samlede private forbrug (fx.  $fCp$ ) indgå som argument i boligefterspørgslen i stedet for realindkomsten. Endvidere vokser det samlede private forbrug ikke på samme måde fra boligbeholdningen som tilfældet er for realindkomsten. Når vi ikke hidtil har benyttet samlet privat forbrug i stedet for realindkomsten i boligefterspørgslen, skyldes det hensynet til de samlede modelegenskaber; samspillet mellem forbrug og boligefterspørgslen bliver for dominerende hvis privat forbruget også indgår i boligefterspørgslen (boligformuen indgår i forvejen i den forbrugsbestemmende formue).

<sup>3</sup>Det ideelle var selvfølgelig hvis man kunne finde en forbedring af det nuværende udtryk for real usercost, der består af nominel usercost og inflationsforventninger. Såvidt jeg kan se er den eneste frihedsgrad her, valget af udtryk for inflationsforventninger. Det nominelle usercostudtryk er både teoretisk korrekte og det der i praksis (stort set) anvendes i andre steder (MONA og SMEC). Inflationsforventningerne derimod er en proxy for forventede kapitalgevinsterne som vi oplagt er nødsaget til at approksimere. De nuværende inflationsforventninger består af et seks perioder gennemsnit af lønstigningstakten (når det ikke er stigningstakten i kontantprisen der indgår skyldes det at dette ville generere voldsomme svingninger i boligmodellen). Jeg har naturligvis eksperimenteret med alternative formuleringer: kortere laglængde, prisstigningstakt i stedet for lønstigningstakt, et udtryk for afkast af boligudgifter som. Men det kan ikke erstatte en trend.

koefficienten til indkomst og boligbeholdning, jf. tidligere modelgruppepapir, denne løsning har dog pt. ikke fundet tilslutning).

**Tabel 1.1. Estimation af kontantprisrelation<sup>4</sup>**

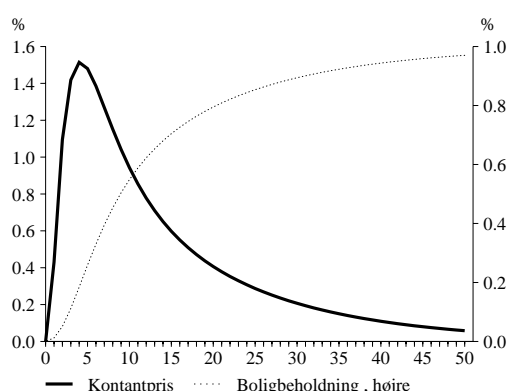
Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		2.8292	1.1037
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	1.0426	0.3998
Lagget boligbeholdning	$\log(fKb1h_{-1})$	-(1.0426)	(0.3998)
Usercost	<i>uih1</i>	-6.5780	0.9161
Inflation	<i>Rlnae</i>	1.8889	0.6295
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6937	0.0788

Anm.  $n = 1965-92$   $s = 0.0374$   $R^2 = 0.91$   $DW = 1.82$   $Chi(3) = 1.89$

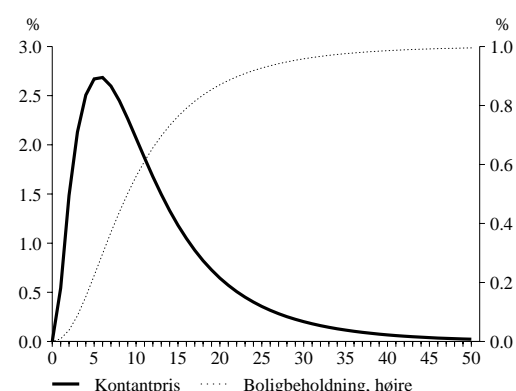
<sup>1</sup> Den ny trend estimeres til:  $dtphk0 = -1.7197 \cdot tid1 + 0.6898 \cdot tid1^2 - 0.0825 \cdot tid1^3$   
NB trenden fremgår af bilag 1.

Den estimerede relation er statistisk tilfredsstillende og vigtigst: alle parametre er signifikante og har umiddelbart en fornuftig størrelsesorden. Problemet med ovenstående kontantprisrelation fremgår først, når man sammenligner multiplikatoregenskaberne i boligmodellen bestående af relationen i tabel 1.1 og boliginvesteringsrelationen estimeret på nye kapitaltal, jf. bilag 1, med den nuværende boligmodel.

**Figur 1. Effekt af indkomststigning (Mar95)**



**Figur 2. Effekt af indkomststigning (estimeret med ny trend)**



Det fremgår ved sammenligning af tabel 1 og 2 at indkomstens effekt på kontantprisen er ca. fordoblet i den nyestimerede boligmodel, hvilket ikke

<sup>4</sup>I modelgruppepapiret "Estimation af boligmodel på nye kapitaltal" HCO 5/11 1996 blev estimationen præsenteret som tabel 5.6, s.16.

virker plausibelt. Forklaringen er, at ovenstående kontantprisrelation implicerer en meget lav (numerisk) priselasticitet i boligefterspørgslen.<sup>5</sup>

## 2. Kontantprisrelationen uden lagget endogen.

En måde at øge boligefterspørgslens (numeriske) priselasticitet på, kunne være at udelade den laggede endogene af kontantprisrelationen. Estimationsresultaterne præsenteres nedenfor. Det fremgår, at boligmodellens multiplikatoregenskaber bliver mere plausible mht. stød til indkomsten, når den laggede endogene udelades af kontantprisrelationen; omkostningen er bla. en ringe historisk forklaringsevne.<sup>6</sup>

**Tabel 1.2. Estimation af kontantprisrelation uden lagget endogen**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		2.5332*	2.3764
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	1.1954*	0.8604
Lagget boligbeholdning	$\log(fKb1h_{-1})$	-(1.1954)*	(0.8604)
Usercost	<i>uihl</i>	-5.6954	1.9615
Inflation	<i>Rlnae</i>	2.4291	1.3496

Anm.  $n = 1965-92$   $s = 0.0806$   $R^2 = 0.57$   $DW = 0.64$   $Chi(3) = 2.83$

<sup>1</sup> Den ny trend estimeres til:  $dtphk1 = -1.5631 \cdot tid1 + 0.6832 \cdot tid1^2 - 0.0848 \cdot tid1^3$

NB. trenden fremgår af bilag 1.

Det fremgår af tabel 1.2, at alle parametre har en fornuftig størrelsesorden, en undtagelse er dog koefficienten til usercost (semielasticiteten) der er ca. halveret i forhold til den nuværende relations langsigts koefficient til usercost. Lidt kedeligt er det, at koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) ikke er signifikant. Det største statistiske problem er dog den ringe historiske forklaringsevne,  $R^2$ , og den lave DW-teststørrelse. Sammenlignet med tabel 1.2 er det også især den historiske forklaringsevne,  $R^2$ , og DW-testet, der ændrer sig når den laggede endogen udelades, størrelsesorden af parametrene påvirkes

<sup>5</sup>Det fremgår af, at koefficienterne til både boligbeholdning og lagget kontantpris er (numerisk) større i den nyestimerede kontantprisrelation sammenlignet med den nuværende kontantprisrelation, jf. fx. "ADAM En model af dansk økonomi, Marts 1995" s. 67.

<sup>6</sup>En alternativ måde at (numerisk) øge priselasticiteten i boligefterspørgslen er at lade ledighedsgraden indgå i en relation svarende til tabel 1.1. Dermed halveres koefficienten til den laggede endogene, og indkomstens maksimale effekt på kontantprisen bliver nedsat til ca. 2%.

i mindre grad.<sup>7</sup> Det skal bemærkes, at grunden til, at den laggede endogene oprindeligt blev introduceret i kontantprisrelationen, var for at undgå problemer med autokorrelation, dvs en for lav DW-værdi.<sup>8</sup>

Med udgangspunkt i tabel 1.2 kan man (næsten) uden tab af forklaringskraft restriktre koefficienterne til usercost og inflationsforventninger til at være ens med modsat fortegn, således at det er realrenten, der indgår i kontantprisrelationen.<sup>9</sup>

**Tabel 1.3. Estimation af kontantprisrelation uden lagget endogen med restriktion på usercost og inflationsforventninger**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		4.0936	2.3343
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	1.4904(*)	0.8893
Lagget boligbeholdning	$\log(fKb1h_{-1})$	-(1.4904)	(0.8893)
Usercost	<i>uih1</i>	-3.0214	1.3787
Inflation	<i>Rlnae</i>	(3.0214)	1.3787

Anm. n = 1965-92 s = 0.0848 R<sup>2</sup> = 0.50 DW = 0.64 Chi(3) = 3.10

<sup>1</sup> Den ny trend estimeres til:  $dtphk2 = -3.0054 \cdot tid1 + 1.1244 \cdot tid1^2 - 0.1265 \cdot tid1^3$

NB. trenden fremgår af bilag 1.

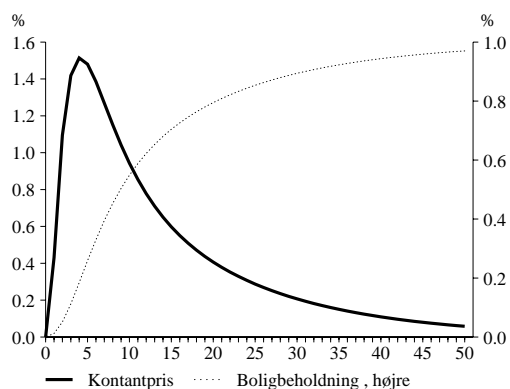
Til tabel 1.3, bemærkes at når koefficienterne til inflationsforventninger og usercost restriktres, har det den fordel at koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) er på vippen til at være signifikant. Det bemærkes dog at koefficienten til usercost reduceres (yderligere) når restriktionen pålægges, hvilket evt. kan give anledning til for kraftige kontantpriseffekter i den samlede model.

<sup>7</sup>Det er klart at relationen i tabel 1.2 har næsten uacceptable statistiske egenskaber sammenlignet med fx. relationen i tabel 1.2 (eller den nuværende kontantprisrelation). Relationens statistiske egenskaber er dog kun marginalt ringere end den niveaurelation der estimeres i SMEC hvor kontantprisrelationen er formuleret som fejlkorrektionsmodel estimeret i to trin, jf. "SMEC Modeldokumentation og beregnede virkninger af økonomisk politik" s. 55, DØRS 1994,

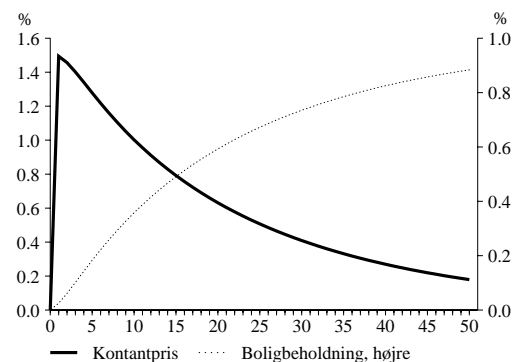
<sup>8</sup>Jf. "Kontantpris og boliginvesteringer" modelgruppepapir af JSM 17. juni 1991, s.20.

Nedenfor er multiplikatoregenskaberne vist i boligmodellen, hvor kontantprisrelationen er tabel 1.3, og boliginvesteringsrelationen er den, der fremgår af bilag 1.

**Figur 3. Effekt af indkomststigning (Mar95)**



**Figur 4. Effekt af indkomststigning (estimeret uden lagget endogen)**



Det fremgår som ventet, jf. figur 4 sammenlignet med figur 2, at indkomstens effekt på kontantprisen reduceres væsentligt, når den laggede endogene udelades af kontantprisrelationen. Sammenlignes figur 4 med den nuværende kontantprisrelation i figur 3, ser både indkomstens effekt på kontantprisen og kontantprisens tilpasningstid fornuftig ud. Det dynamiske forløb for multiplikatoren i figur 4 adskiller sig fra det dynamiske forløb i fx. figur 3, ved, at effekten på kontantprisen topper første år. Forklaringen er, at når den laggede endogene indgår i kontantprisrelationen, kan det fortolkes derhen, at der introduceres en træghed i kontantprisens tilpasning mod ligevægts kontantprisen (eller den ønskede kontantpris).<sup>10</sup>

<sup>10</sup>Det skal nævnes at jeg har eksperimenteret lidt med, om ledighedsgraden (*bul*) kunne forbedre relationens statistiske egenskaber. Ledighedsgraden og arbejdsløshed har vi nemlig tidligere forsøgt på at introducere i forbrugsfunktionen som proxy for forventninger om fremtidig indkomstudvikling. For forbrugsfunktionen var konklusionen imidlertid, at arbejdsløsheden nok forbedrede den historiske forklaringssevne, men ikke forudsigelsesegenskaberne – og hvad værre var når arbejdsløsheden indgik i forbrugsfunktionens niveaurelation forværredes modegenskaberne, jf. modelgruppepapir "*Arbejdsløshed og forbrugsfunktion II*" HCO 20. november 1994. Det er desværre lidt det samme, der gør sig gældende, når ledighedsgraden introduceres i tabel 1.3; den historiske forklaringssevne forbedres, men koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) bliver helt insignifikant og meget lille, hvorfor indkomstens effekt på kontantprisen er næsten nul.

### 3. Estimation af kontantprisen på fejlkorrektionsform.

En mulighed for at forbedre de statistiske egenskaber i kontantprisrelationen i tabel 1.3, dvs. uden lagget endogen, kunne være at lade denne indgå som niveaurelationen i en fejlkorrektionsmodel. Den principielle forskel på at lade kontantprisen blive repræsenteret af en niveaurelation eller en fejlkorrektionsmodel er vel først og fremmest, om man antager, at kontantprisens tilpasning mod ligevægt foregår hhv. uden eller med træghed. Nedenfor er estimationsresultaterne præsenteret for fejlkorrektionsmodeller estimeret i både et og to trin. Det fremgår at estimationsresultaterne er kønnere, når kontantprisrelationen er formuleret som fejlkorrektionsmodel fremfor som niveaurelation. Der er dog væsentlig forskel på multiplikatoregenskaberne afhængig af hvilken estimationsmetode der vælges; kun to trins modellen giver multiplikatorer hvis størrelsesorden ser fornuftige ud.

Ved formuleringen af fejlkorrektionsmodellerne er det valgt at udelade indkomst og boligbeholdning på kort sigt. For boligbeholdningen er det nemt, idet den indgår insignifikant på kort sigt. Derimod indgår indkomsten signifikant når fejlkorrektionsmodellen estimeres i to trin, men er insignifikant når der estimeres i et trin. Problemet med et trins estimationen er, at indkomstens effekt på kontantprisen ca. 4 dobles, sammenlignet med når den ikke indgår på kort sigt, hvilket er klart uacceptabelt.<sup>11</sup> Endelig kan der argumenteres for, at boligefterspørgslen reagerer langsommere på ændringer i indkomsten end på ændringer i rente mv.<sup>12</sup>

Det bemærkes, at inflation og usercost ikke indgår på samme måde i estimationerne, der præsenteres nedenfor, idet koefficienterne på langt sigt er bundet til at være ens med modsat fortegn men ikke på kort sigt. Det er dog værd at bemærke, at koefficienterne også på kort sigt kan bindes til at være ens med modsat fortegn uden tab af forklaringskraft, og uden at relationens øvrige parametre ændres.

---

<sup>11</sup>Der refereres her til en et trins estimation hvor tidstrenden også er estimeret. Det skal bemærkes at vælges alternativt at bruge tidstrenden fra niveaurelationen, tabel 1.3, således at tidstrenden i et –og to trins estimationen er ens, giver et –og to trins estimationerne nærmest ens parameterværdier. Resultatet af at inkludere indkomsten på kort sigt i en et trins estimation, hvor tids trenden er taget fra niveaurelationen i tabel 1.3, bliver derfor blot at indkomsten indgår insignifikant på kort sigt.

<sup>12</sup>Sådan er der argumenteret i "*Residential investments and housing prices in Denmark*" Dan Knudsen Economic Modelling 1994 (11). Endelig skal bemærkes at kortsigts fejlkorrektionsrelationerne i både MONA og SMEC indeholder ændringen i nominel usercost og ændringen i den laggede endogene.

*To trins fejlkorrrektionsmodel***Tabel 1.4. Estimation af kontantprisrelation, kort sigt**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		0.0058*	0.0118
Fejlkorrrektionsled	$ecm_{-1}$	-0.4604	0.1795
Usercost	$D(uih1)$	-3.5433	0.1148
Inflation	$D(Rlnae)$	2.7903	1.0873

Anm.  $n = 1966-92$   $s = 0.0604$   $R^2 = 0.53$   $DW = 0.96$   $Chi(3) = 0.83$

<sup>1</sup>  $ecm_{-1}$  er laggede residualer fra tabel 1.3.

Det fremgår af tabel 1.4, at alle parametre er signifikante, men den historiske forklaringsevne og DW-statistikken er elendig og kun marginalt pænere end den simple niveaurelation, jf. tabel 1.3. For at få en relation med rimelige statistiske egenskaber, er det nødvendigt at inkludere ændringen i den laggede kontantpris i fejlkorrrektions relationen.

**Tabel 1.5. Estimation af kontantprisrelation, kort sigt (inklusive ændringen i den laggede endogene)**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		0.0050*	0.5689
Fejlkorrrektionsled	$ecm_{-1}$	-0.4006	0.1349
Lagget real kontantpris	$D\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.5025	0.1148
Usercost	$D(uih1)$	-5.2518	1.0873
Inflation	$D(Rlnae)$	3.1936	1.0300

Anm.  $n = 1966-92$   $s = 0.0452$   $R^2 = 0.75$   $DW = 1.90$   $Chi(3) = 1.78$

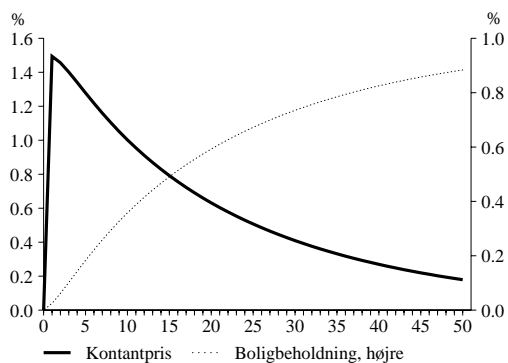
<sup>1</sup>  $ecm_{-1}$  er laggede residualer fra tabel 1.3.

Det fremgår af tabel 1.5; at alle parametre er signifikante; endvidere er den historiske forklaringsevne og DW-statistikken nogenlunde tilfredsstillende.

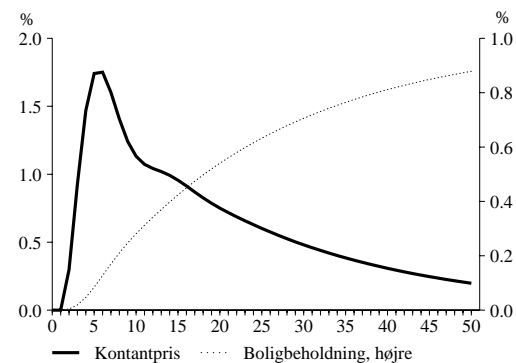
Nedenfor i figur 5 og 6 er multiplikatoregenskaberne vist i boligmodellerne bestående af hhv. tabel 1.3, dvs. kontantprisrelationen som niveaurelation, og tabel 1.5 og så boliginvesteringsrelationen i bilag 1.



**Figur 5. Effekt af indkomststigning (estimeret uden lagget endogen)**



**Figur 6. Effekt af indkomststigning (fejlkorrektion, to trin)**



Af figur 6, hvor kontantprisen er estimeret som en fejlkorrektionsmodel i to trin, fremgår først og fremmest at størrelsesordenen af indkomstens effekt på kontantprisen svarer nogenlunde til den, der findes i nivearelationen, jf. figur 5. Det dynamiske forløb for multiplikatorerne er dog væsentligt forskelligt i figur 5 og 6. Først og fremmest topper effekten på kontantprisen først efter ca. 5 år, når kontantprisen er estimeret som en to trins fejlkorrektionsmodel, figur 6, i modsætning til nivearelationen hvor kontantprisen topper første år, figur 5. Dernæst er der et lille knæk i multiplikatoren efter ca. 8–9 år for kontantprisen estimeret i to trin, jf. figur 5.<sup>13</sup>

En alternativ måde at forbedre fejlkorrektionsrelationen i tabel 1.4 kunne være at lade ændringen i ledighedsgraden indgå i kortsigtsrelationen.

<sup>13</sup>Ved simulation har jeg fundet, at størrelsen af knækket afhænger af koefficienten til ændringen i den laggede kontantpris i fejlkorrektionsmodellen. Ved en lidt mindre koefficient til ændringen i den laggede endogene end den der estimeres, forsvinder knækket i multiplikatoren. At der kan opstå cykliske svingninger i fejlkorrektionsmodeller hvor ændringen i den laggede endogene indgår, er dog ikke en nyhed. Problemstillingen er bl.a. analyseret nærmere i "*Mere om dynamik i faktorefterspørgslen*" modelgruppepapir af TTH 22/10 1994.

**Tabel 1.6. Estimation af kontantprisrelation, kort sigt (inklusive ændringen i ledighedsgraden)**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		0.0204	0.0103
Fejlkorrrektionsled	$ecm_{-1}$	-0.3504	0.1470
Ledighedsgrad	$D(bul)$	-3.4111	0.9198
Usercost	$D(uih1)$	-4.8282	1.1429
Inflation	$D(Rlnae)$	3.5165	1.1181

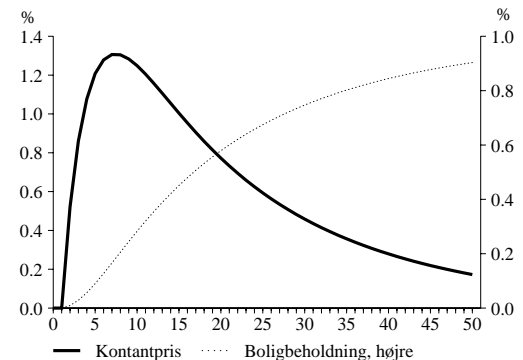
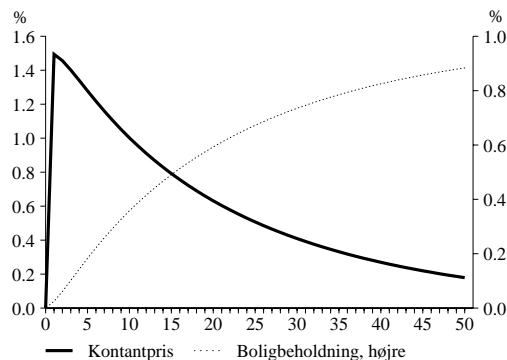
Anm.  $n = 1966-92$   $s = 0.0485$   $R^2 = 0.71$   $DW = 1.33$   $Chi(3) = 2.59$

<sup>1</sup>  $ecm_{-1}$  er lagget residualer fra tabel 1.3.

Det fremgår, at samtlige koefficienter i tabel 1.6 er signifikante, og at såvel historisk forklaringssevne som DW-værdien forbedres markant, sammenlignet med tabel 1.4, når ledighedsgraden indgår på kort sigt.

**Figur 7. Effekt af indkomststigning (estimeret uden lagget endogen)**

**Figur 8. Effekt af indkomststigning (fejlkorrektion, to trin med ledighedsgrad på kort sigt)**



Af figur 8, fremgår at når ledighedsgraden indgår i kontantprisrelationen, er indkomstens effekt på kontantprisen marginalt mindre end i niveaurelationen, figur 7. Det dynamiske forløb i multiplikatorerne i figur 8 ser rimeligt ud. Der er både træghed i kontantprisens tilpasning, og samtidig undgås den knækkede multiplikator, der fremkommer, når den laggede endogene indgår på kort sigt, jf. figur 6.

*Et trins fejlkorrektionsmodel***Tabel 1.7. Estimation af kontantprisrelation, kort og langt sigt**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		-2.6903*	4.0834
Lagget real kontantpris	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	-0.5068	0.1473
Lagget realindkomst	$\log(Yd9_{-3/2}/pcp4xh_{-3/2})$	1.3797	0.5722
Lagget boligbeholdning	$\log(fKb1h_{-2})$	(-1.3797)	(0.5722)
Lagget usercost	$uih1_{-1}$	-4.7345	1.0296
Lagget inflation	$Rlnae_{-1}$	(4.7345)	(1.0296)
Usercost	$D(uih1)$	-5.1864	1.1455
Inflation	$D(Rlnae)$	4.7036	1.7475

Anm.  $n = 1966-92$   $s = 0.0458$   $R^2 = 0.79$   $DW = 1.67$   $Chi(3) = 3.26$

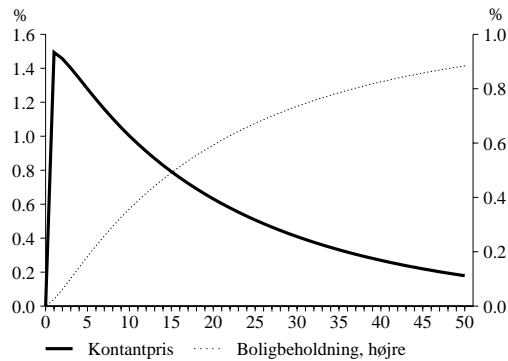
<sup>1</sup> Den ny trend estimeres til:  $dtpkh3 = -7.4588 \cdot tid1 - 4.6839 \cdot tid1^2 + 1.2201 \cdot tid1^3 - 0.1110 \cdot tid1^4$

NB. trenden fremgår af bilag 1.

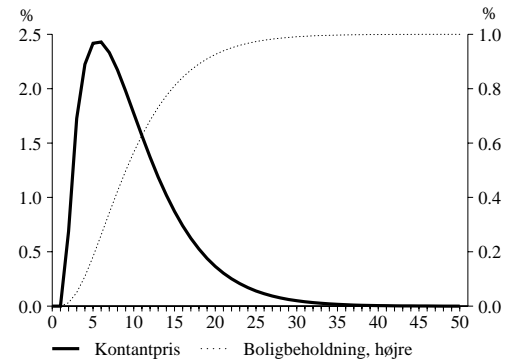
De statistiske egenskaber er også rimelig tilfredsstillende i tabel 1.7, alle parametre er signifikante, og historisk forklaringsevne og DW-statistik er tilfredsstillende. Der har været eksperimenteret med, hvilken grad af tidspolynomium der skulle indgå. De kønneste statistiske egenskaber og mest plausible modelegenskaber opnås med et fjerdegradspolynomium. Det fremgår, ved sammenligning af tabel 1.5 og 1.7, at de statistiske egenskaber ved to trins estimation (med ændring i lagget endogen) kun er marginalt forskellig fra de statistiske egenskaber ved et trins estimation. Forskellen i kortsigtsparametrene i tabel 1.5 og 1.7 er ikke markant. Der er imidlertid væsentlig forskel på langsigtsparametrene. Hvor langsigtsparametrene for indkomst og usercost, der kan udledes af tabel 1.7 er hhv. 2.72 (=1.38/0.51) og -9.34 (=4.73/0.51) er langsigts parametrene tilhørende tabel 1.5 (jf. tabel 1.3) for indkomst og usercost hhv. 1.49 og -3.02. Forskellen i langsigtsparametrene indebærer, at både indkomstens effekt på kontantprisen og rentens effekt på kontantprisen er kraftigt i den et trins estimerede fejlkorrektionsmodel, se figur 9 og 10.

Nedenfor i figur 9 og 10 er multiplikatoregenskaberne vist i boligmodellerne bestående af hhv. tabel 1.3, dvs. kontantprisrelationen som niveaurelation, og tabel 1.7, den et trins estimerede fejlkorrektionsmodel, og så boliginvesteringsrelationen i bilag 1.

**Figur 9. Effekt af indkomststigning (estimeret uden lagget endogen)**



**Figur 10. Effekt af indkomststigning (Fejlkorrektion, et trin)**



Af figur 10, hvor kontantprisen er estimeret som en fejlkorrigeringsmodel i et trin, fremgår at størrelsen af indkomstens effekt på kontantprisen er ca. halvanden gang så stor som i niveaurelationen, jf. figur 9, og er dermed nok lidt i overkanten. Den større effekt fra indkomsten på kontantprisen i den et trins estimerede model kommer af at langsigtsparametrene implicerer en lavere (numerisk) priselasticitet i boligefterspørgslen end tilfældet er for niveaurelationen, jf. også kommentarer ovenfor.

Det bemærkes at når laggede ændringer i den endogene inkluderes i et trins fejlkorrigeringsrelationen, indgår denne insignifikant.

Endelig skal nævnes, at for den et trins estimerede fejlkorrigeringsrelation kan ledighedsgraden hverken indgå på kort eller langt sigt på kort sigt. Når ledighedsgraden indgår på kort sigt, bliver koefficienterne til indkomst (og boligbeholdning) på vippen til at være insignifikante, og modelegenskaberne er uændrede i forhold til figur 10. Når ledighedsgraden indgår på bliver den insignifikant.

Konklusionen i afsnittet er, at kun når kontantprisrelationen estimeres som en fejlkorrigeringsmodel i to trin får vi multiplikatorer i boligmodellen hvis størrelsesorden nogenlunde svarende til dem vi har i den nuværende boligmodel. For at de statistiske egenskaber skal være rimelig acceptable, kan man i kortsigtsrelationen enten inkludere ledighedsgrad eller den laggede endogene.

#### 4. Variabel indkomstelasticitet i boligefterspørgslen eller tidstrend i kontantprisrelationen ?

Det væsentligste problem med sådanne estimationer er, at der estimeres koefficienter, der implicerer, at boligefterspørgslens kontantpriselasticitet er positiv, svarende til hvad der sker, hvis kontantprisen estimeres frit (dvs. uden en restriktion på boligefterspørgslens indkomstelasticitet) og uden tidstrend.<sup>14</sup> Det skal dog kort nævnes, hvordan den variable indkomstelasticitet i boligefterspørgslen er indført i kontantprisrelationen. Kontantprisrelationen har følgende udseende:

$$\begin{aligned} \log(phk/pcp4xh) = & \alpha_1 \cdot \log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2}) - \alpha_2 \cdot \log(fKb1h_{-1}) \\ & + \alpha_3 \cdot uih1 + \alpha_4 \cdot Rlnae + \alpha_5 \cdot \log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1}) \\ & + \alpha_0 + dtphk \end{aligned} \quad (1)$$

Boligbeholdningens indkomstelasticitet er defineret som  $-\alpha_1/\alpha_2$ . I ADAM's boligmodel restriktres indkomstelasticiteten pt. til 1, dvs.  $\alpha_1 = \alpha_2$ . Denne restriktion kan imidlertid kun opretholdes, hvis der samtidig indføres en tidstrend,  $dtphk$ , idet boligbeholdningen og indkomsten kun i en kort periode fra ca 1978 til 1988 har udviklet sig ens. Fortolkningen af trenden er altså, at den kompenserer for, at indkomst og boligbeholdning netop ikke har udviklet sig ens i det meste af estimationsperioden. En naturlig måde at indføre en variabel indkomstelasticitet er derfor at tillade, at indkomstelasticiteten er forskellig fra en, samtidig med at enten  $\alpha_1$  eller  $\alpha_2$  er tidsafhængig. Nedenfor er der arbejdet med at  $\alpha_1$  er et estimeret tidspolynomium:

$$\alpha_{1t} = c0 + c1 \cdot tid + c2 \cdot tid^2 + c3 \cdot tid^3 \dots \quad (2)$$

Substitueres (2) ind i (1) fås en estimationsligning, der kan estimeres vha. OLS.

---

<sup>14</sup>Jf. også omtalen af estimation af kontantprisrelationen uden trend i forrige modelgruppepapir HCO 5/11-1996 s. 14.

**Tabel 1.8. Estimation af kontantprisrelation med variabel indkomstelasticitet**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant <sup>1</sup>		-14.9423*	0.4132
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	$\alpha_{It}$	-
Lagget boligbeholdning	$\log(fKb1h_{-1})$	0.0450*	2.4107
Usercost	$u1h1$	-6.9645	1.2807
Inflation	$Rlnae$	1.1682*	1.7123
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6793	0.0854

Anm.  $n = 1965-92$   $s = 0.0382$   $R^2 = 0.91$   $DW = 1.82$   $Chi(3) = 7.27$

<sup>1</sup> Den variable koefficient estimeres til:  $\alpha_{It} = 1.3853 - 0.1623 \cdot tid1 + 0.0512 \cdot tid1^2 - 0.0058 \cdot tid1^3$

Det fremgår at både boligbeholdning og inflationsforventninger er insignifikante. Endvidere er fortegnet på boligbeholdningen forkert idet den implicerer at boligefterspørgslens priselasticitet er positiv.

Som nævnt i indledningen, mener jeg heller ikke man kan forvente meningsfulde resultater, ved at erstatte tidstrenden i kontantprisrelationen med en variabel indkomstelasticitet, når en fri estimation uden tidstrend netop estimerer en positiv priselasticitet i boligefterspørgslen.

Det bemærkes at konklusionerne også holder uden lagget endogen i relationen.

## 5. Konklusion

Hvis man vil have en kontantprisrelation hvis modelegenskaber mht. stød til indkomsten, herunder træghed i kontantprisens tilpasning, nogenlunde svarer til den vi har i dag, kan kontantprisrelationen estimeres som en to trins fejlkorrektionsrelation. Langsigtsrelationen skal indeholde et estimeret tredjegradspolynomium, der går frem til 1992, og koefficienterne til inflationsforventninger og usercost kan uden problemer restrikeres til en realrente. Hvis man synes, at de statistiske egenskaber i kortsigtsrelationen er for grimme kan man (fx.) enten inkludere den laggede endogene eller ledighedsgrad. Den væsentligste betænkelighed med en sådan relation, er at den langsigtede semielasticitet i usercost er væsentlig mindre end i den nuværende kontantprisrelation, hvilket evt. kan give problemer med størrelsen af kontantprisseffekten i den samlede model.

## Bilag 1.

**Tabel 1 Ikke-lineær estimation af boliginvesteringsrelation på nye data<sup>15</sup>**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	<i>flhn2</i>		
Konstant		-15794	3103
Laggede (ikke-støttede) investeringer	$flhn2_{-1} - \beta nbs_{-1}$	0.4864(*)	0.0651
Antal off. støttede boliger	<i>nbs</i>	0.2191	0.1272
Relativ kontantpris (Tobins Q)	$phk/(0.8 \cdot pih + 0.2 \cdot phgk)$	22164	3574
Dummy <sup>1</sup>	<i>d76</i>	6012	1409
Dummy <sup>2</sup>	<i>d19723</i>	6164	1221

Anm.  $n = 1970-92$   $s = 1349$   $R^2 = 0.97$   $DW = 1.48$   $Chi(3) = 4.21$

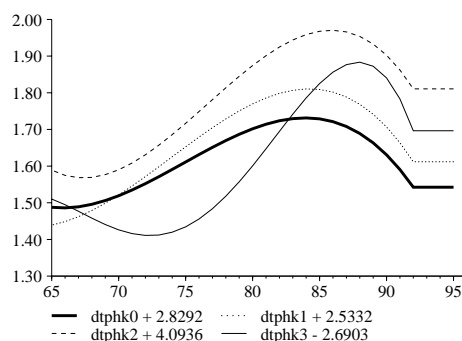
<sup>1</sup> Dummyen fanger effekten af den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76.

<sup>2</sup> Dummyen fanger effekten af aftrapningen af refusion af moms på boligbyggeri, 1972-73.

NB. Koefficienten til den laggede endogene er på vippen til at være insignifikant.

NB. Relationen er estimeret i Aremos, estimeres relationen i stedet i Gauss fås følgende parametre: (-15854, 0.4841, 0.2246, 22219, 6025, 6145)

**Figur 1. Trender inklusiv konstantled.**



<sup>15</sup>I ovennævnte modelgruppepapir blev estimationen af boliginvesteringsrelationen på nye kapitaltal præsenteret som tabel 5.4 s.10.

